La croissance urbaine est-elle aléatoire ?

Les effets des chocs exogènes sur la distribution rang-taille des villes de la péninsule balkanique

par

Michel Dimou
SHE, Université de La Réunion

et

Alexandra Schaffar
AIM, Université de La Réunion
LEAD, Université de Toulon

VERSION PROVISOIRE

Communication au colloque GDRI-CNRS DREEM.
Istanbul, 21-23 mai 2009.

1. Introduction

Durant les dix dernières années, une littérature importante a investi le thème de la croissance urbaine et de la dynamique de la taille des villes (Eaton et Eckstein, 1997, Black et Henderson, 1999, Gabaix et Ioannides, 2004). Dans cette littérature, la question fondamentale est celle de la relation entre, d'une part, la taille urbaine (taille de la population), synonyme d'un certain nombre de caractéristiques économiques des villes telles que le volume d'externalités positives ou négatives, la concentration du Capital humain ou le périmètre de débordement des connaissances codifiées et, d'autre part, la croissance urbaine, c'est-à-dire l'accroissement (ou la baisse) de la population.

Deux configurations peuvent être envisagées, de façon schématique : soit la croissance des villes est indépendante de leur taille, ce qui confirme la loi de Gibrat et met en cause toute une série de constructions théoriques en science régionale qui reposent sur les effets d'agglomération ; soit la croissance urbaine a un caractère déterministe et, dans ce cas, il convient d'explorer le sens du mouvement de la distribution rang-taille des villes. Si les petites villes croient plus vite que les grandes, la distribution aura tendance à emprunter une forme concave, sous l'effet d'une convergence des villes vers une taille unique ; à l'inverse, si les grandes villes croient plus rapidement que les petites, la courbe de la distribution rang-taille indiquera, dans le temps, une certaine convexité.

En suivant l'approche initiée par Davis et Weinstein (2003), l'objectif, dans ce papier, est d'aborder la question précédente et de tester la validité de la loi de Gibrat par le biais de l'étude des effets temporels des chocs exogènes sur la croissance urbaine et sur la distribution rang-taille des villes. Ce travail est appliqué sur les villes de la péninsule Balkanique, une région marquée par une série de conflits et bouleversements institutionnels et politiques majeurs entre 1981 et 2005 qui ont conduit à un redécoupage des frontières nationales d'une rare violence et rapidité et ont généré des mouvements migratoires importants, à la fois à l'intérieur de chaque pays et entre les différents pays qui composent cet espace.

Ce papier est construit de la façon suivante. La deuxième section rappelle la loi de Gibrat pour les villes. La troisième section aborde le modèle canonique de Gabaix (1999), afin d'avancer une interprétation économique de la croissance urbaine aléatoire. La quatrième section parcourt les approches empiriques qui se sont focalisées sur les chocs exogènes afin de tester la validité des théories de la croissance aléatoire et de la loi de Gibrat pour les villes.

La cinquième section rappelle les chocs majeurs que la péninsule balkanique a connus et compare l'évolution des hiérarchies urbaines de cette région entre 1981 et 2005. La sixième section teste la stationnarité des séries temporelles des tailles des villes balkaniques, ce qui permet de réfuter l'hypothèse de la convergence. Enfin, dans une septième partie, la construction de matrices de Markov permet d'étudier la mobilité intra-distributionnelle des villes balkaniques durant cette période. La section 8 conclut.

2. La loi de Gibrat pour les villes

Dans son livre, intitulé « *Les inégalités économiques* », Gibrat (1931) analyse la distribution des populations des firmes, en cherchant à spécifier la relation entre leur taille et leur croissance (Sutton, 1997). En s'appuyant sur la présentation classique de Steindl (1965), la loi de Gibrat peut être adaptée dans le cadre de la croissance urbaine. Si S_t est la taille d'une ville à l'instant t et g_t une valeur aléatoire désignant le taux de croissance de cette taille entre les périodes $t-1$ et t :

$$S_t - S_{t-1} = g_t S_{t-1} \qquad (1)$$

on peut exprimer la variable S_t en fonction de la taille initiale S_0 de la ville de la manière suivante :

$$S_t = (1 + g_t)S_{t-1} = (1 + g_1)(1 + g_2)...(1 + g_t)S_0 \qquad (2)$$

Si l'on considère que g_t est suffisamment petit, on peut utiliser l'approximation suivante :

$$\ln(1 + g_t) \approx g_t \qquad (3)$$

En travaillant sur le logarithme de l'expression (2), on obtient, alors, la formulation suivante :

$$\ln S_t = \ln S_0 + g_1 + g_2 + \ldots + g_t \qquad (4)$$

Si les termes aléatoires g_t sont indépendants, de moyenne μ et de variance σ^2, lorsque le temps t tend vers l'infini, la distribution de $\ln S_t$ tend vers une distribution normale de moyenne μt et de variance $\sigma^2 t$. Ceci signifie que pour chaque ville i à chaque instant t, la croissance démographique peut être désignée par la relation :

$$\ln S_{it} = \mu + \zeta \ln S_{it-1} + u_{it} \qquad (5)$$

où u_{it} est une variable aléatoire distribuée indépendamment de S_{it}.

Selon Cheser (1979), la loi de Gibrat est vérifiée si $\zeta = 1$. Dans ce cas, le taux de croissance g_{it} d'une ville à un instant donné n'a pas d'impact sur la croissance des dates suivantes. Il ne dépend ni de la taille initiale de la ville ni de son histoire et de sa dynamique démographique des périodes antérieures. La taille des villes suit, alors, une marche aléatoire caractérisée par une succession de petits chocs i.i.d. et ne converge pas vers une distribution limite finie, ce qui sous-entend qu'il n'existe pas de taille urbaine stable dans le temps. Comme Anderson et Ge (2005) le soulignent, si la loi de Gibrat se vérifie, il n'y a pas de taille optimale d'équilibre pour les villes.

Si $\zeta < 1$, les petites villes croient systématiquement plus vite que les grandes, ce qui conduit à une convergence des tailles (vers une taille optimale qui dépend de μ et de ζ), tandis que si $\zeta > 1$, on a une croissance explosive où les grandes villes croient plus rapidement que les petites, ce qui semble insoutenable dans le long terme. Lorsque la loi de Gibrat est vérifiée ($\zeta = 1$), trois conséquences immédiates en matière des taux de croissance des villes peuvent être identifiées (Ijiri et al, 1977) :

En premier lieu, les villes de tailles différentes affichent un taux de variation avec la même valeur moyenne :

$$E(g_{it}) = \mu, \forall i, t \qquad (6)$$

En second lieu, la variance des taux de variation est la même pour des villes de taille différente :

$$Var(g_{it}) = \sigma^2, \forall i, t \qquad (7)$$

Enfin, en troisième lieu, les taux de croissance démographique des villes, à une période donnée, sont indépendants des taux de croissance enregistrés au cours des périodes de temps suivantes :

$$Cov(g_{it}, g_{it-k}) = 0, \forall i, t \, et \, k \in N \qquad (8)$$

Kalecki (1945) souligne que si la loi de Gibrat est vérifiée pour un nombre fixe de villes, la relation (1) n'est pas stationnaire au sens où la variance de S augmente de façon continue avec le temps t, ce qui n'est guère réaliste ni pour les distributions économiques ni pour celle des tailles des villes. Il propose d'abandonner l'hypothèse de l'indépendance entre le volume des chocs exogènes g et la taille initiale de la ville. Il arrive à un modèle qui permet de générer une distribution des tailles qui suit une loi lognormale, avec une variance stable dans le temps (Anderson et Ge, 2005):

$$\ln S_{it} = \eta + \mu t + (1 - \lambda) S_{it-1} + u_{it} \qquad (9)$$

où $1 > \lambda > 0$. Dans ce modèle, μ représente aussi le facteur de croissance incrémentale, mais le logarithme du changement de la taille $\ln S_{it}$ est lié négativement à la taille $\ln S_{it-1}$, via $-\lambda$. Lorsque λ est égal à l'unité, la loi de Gibrat, dans sa formulation forte, est validée, mais Kalecki suggère que, dans la plupart des cas, λ représente une variable d'ajustement, certes proche, mais systématiquement inférieure à 1, ce qui signifie que des forces économiques entrent en jeu pour conduire la distribution vers une taille urbain d'équilibre définie par $(\eta + \mu t)/\lambda$.

3. Les modèles de la croissance urbaine aléatoire

En s'appuyant sur la loi de Gibrat, Simon (1955) explore les propriétés d'un modèle de croissance probabiliste conduisant à une relation rang-taille des villes. Son travail, à la base des approches contemporaines sur la croissance aléatoire en économie régionale, indique que la partie haute de la distribution rang-taille des villes est caractérisée par une loi puissance avec un coefficient de hiérarchisation égal à $1/(1-\pi)$ où π représente la probabilité que la croissance démographique conduise à l'apparition d'une ville nouvelle, plutôt qu'à l'élargissement d'une ville existante (Krugman, 1996a et 1996b, Fujita et al, 1999).

Comme Duranton (2006) le signale, la teneur théorique du modèle de Simon est très faible car la croissance de la population ne repose guère sur des mécanismes économiques, traditionnellement considérés comme déterminants des choix de localisation et de migration des agents, tels que les externalités d'agglomération et les coûts de transport. Par ailleurs, le modèle de Simon ne converge vers une distribution rang-taille des villes qui suit la loi de Pareto, seulement si le taux de croissance du nombre de villes (c'est-à-dire le taux d'apparition de villes nouvelles) est supérieur ou égal au taux de croissance démographique des villes existantes. Or, comme le signalent Krugman (1996b) et Gabaix (1999), cette condition est empiriquement irréaliste et historiquement erronée.

En cherchant à corriger les imperfections théoriques du modèle de Simon, Gabaix (1999) développe un modèle de croissance aléatoire qui conduit, à l'état stationnaire, à une distribution rang taille des villes qui suit la loi de Zipf. Dans ce modèle, le changement des tailles des villes suit un processus stochastique, conforme à la loi de Gibrat, ce qui implique que toutes les villes ont le même taux de croissance et une même variance de ce taux.

Gabaix (1999) développe son modèle en s'appuyant sur un ensemble d'hypothèses très restrictives : le système urbain est caractérisé par une population totale croissante ; la libre mobilité du travail est réduite aux jeunes ménages : ceux-ci peuvent migrer une seule fois, au début de leur entrée dans la vie active, puis, une fois leur choix de localisation effectué, ils ne changent plus de lieu d'habitation ; les technologies de production sont caractérisées par des rendements constants.

Sous ces hypothèses, la croissance démographique urbaine apparaît comme une marche aléatoire qui dépend uniquement des mouvements migratoires des jeunes ménages. Les choix de migration, dans chaque période, sont liés à des chocs exogènes, distribués de façon aléatoire, qui génèrent des aménités urbaines de façon multiplicative.

Dans le modèle de Gabaix (1999), si a_{it} représente le niveau d'aménités d'une ville i et c la consommation de chaque agent (ménage), habitant cette ville, alors ce dernier a une fonction d'utilité qui épouse la forme :

$$u(c) = a_{it}c \qquad (10)$$

Les niveaux d'aménités a_{it} dans les différentes villes sont indépendants et identiquement distribués (i.i.d.) et se modifient en fonction des chocs exogènes que chaque ville subit. Si w_{it} est le salaire unitaire dans la ville i, alors, à l'équilibre, les salaires, ajustés par le niveau d'utilité, seront identiques dans chaque ville.

$$a_{it}w_{it} = u_{it} \qquad (11)$$

Enfin, en tenant compte du taux de mortalité θ et du fait que seuls les jeunes ménages peuvent migrer, à leur entrée dans la vie active, Gabaix montre, qu'à l'équilibre, le taux $v_{it} = S_{it}^{nor} / S_{it-1}^{nor}$, permettant de mesurer la croissance de la taille normalisée d'une ville i, est donné par la formule :

$$v_{it} = f'^{-1}(u_t / a_{it}) - \theta \qquad (12)$$

Compte tenu du fait que la distribution des niveaux d'aménités a_{it} est indépendante de la taille initiale des villes S_{it}, le taux v_{it} l'est également, avec une fonction densité $f(v)$. Ceci signifie que chaque ville i affiche la même espérance de croissance démographique.

Dans la construction théorique de Gabaix (1999), la somme totale des tailles normalisées des villes reste constante :

$$\Sigma_{i=1}^{n} S_t^i = 1 \qquad (13)$$

avec n le nombre de villes comprises dans l'échantillon, ce qui exige que l'espérance du taux de croissance normalisé $g - 1$ soit nul :

$$E(g) = 1 \text{ , i.e. } \int_0^\infty v f(v) dv = 1 \qquad (14)$$

Si $G_t(S)$ représente la fonction de répartition complémentaire des tailles des villes les plus grandes, au moment *t*, Gabaix (1999) montre que celle-ci suit un processus stationnaire qui vérifie l'équation :

$$G(S) = \int_0^\infty G\left(\frac{S}{v}\right) f(v) dv \qquad (15)$$

Cette condition est vérifiée par la loi de Zipf pour les villes, c'est à dire par la fonction $G(S) = \alpha / TS^\beta$, pour laquelle le coefficient de hiérarchisation (coefficient de Pareto) β est égal à 1. Ceci signifie qu'au-delà d'une certaine taille des villes, la croissance urbaine obéit à la loi de Gibrat et conduit à une distribution rang taille des villes qui suit à la loi de Zipf.

Dans le modèle de Gabaix (1999), la variance des taux de croissance g ne décroit pas avec la taille des villes, contrairement à ce que supposent la plupart des études empiriques selon lesquelles la diversification industrielle des grandes villes les rend moins exposées aux chocs sectoriels que les petites villes, davantage spécialisées. Afin d'expliquer ce phénomène, Gabaix (1999) suggère que le taux de croissance d'une ville i g_{it} peut être décomposé en une fraction commune pour toutes les villes considérées et une fraction spécifique liée aux chocs propres à chaque ville, région ou industrie :

$$g_{it} = \bar{g} + g_{it}^{pol} + g_{it}^{reg} + g_{it}^{ind} \qquad (16)$$

où $\bar{g}$ représente le taux de croissance démographique national, g_{it}^{pol} les chocs liés aux politiques spécifiques mises en place dans la ville i en matière d'équipement et de biens publics, g_{it}^{reg} les chocs liés aux performances macroéconomiques de la région d'appartenance de la ville i et g_{it}^{ind} les chocs sectoriels. La variance du taux de croissance de la taille S de la ville i peut être décomposée de la même manière :

$$\sigma^2(g) = \sigma^2_{pol}(g) + \sigma^2_{reg}(g) + \sigma^2_{ind}(g) \qquad (17)$$

Selon Gabaix (1999), on peut raisonnablement considérer que la variance de g_{it}^{pol} et de g_{it}^{reg} est indépendante vis-à-vis de la taille de la ville i, tandis que la variance de g_{it}^{ind}, qui représente les chocs sectoriels et/ou industriels, est décroissante vis-à-vis de la taille urbaine. Or, en supposant que cette dernière est très petite pour les grandes villes où les effets de la diversification industrielle sont consommés, la variance de g_{it} peut être considérée aussi comme indépendante vis-à-vis de la taille des villes.

Dans un travail récent, et en s'appuyant sur la correction de Kalecki (1945), Cordoba (2008a et 2008b) prolonge le travail de Gabaix, en montrant que lorsque la distribution rang-taille des villes suit une loi de Pareto, la croissance urbaine suit une loi de Gibart généralisée, avec un taux de croissance espéré μ et une variance égale à :

$$\sigma^2(g) = AS^{\beta-1} \qquad (18)$$

Cordoba (2008a) décrit par la un processus de croissance urbaine à la Gibrat qui permet de générer des distributions rang-taille de villes qui ne suivent pas stricto-sensu la loi de Zipf et dont le coefficient de hiérarchisation β est significativement différent de 1. Il allège, par ailleurs, le modèle de Gabaix, en enlevant la contrainte d'une variance des taux de croissance urbaine indépendants de la taille des villes et établit, par ce biais, une relation entre cette variance et le coefficient de Pareto.

Sur un plan empirique, Ioannides et Overman (2003) fournissent une estimation non-paramétrique de la croissance urbaine américaine, en s'appuyant sur un échantillon de grandes métropoles des Etats Unis entre 1900 et 1990. Ils valident l'hypothèse d'une croissance urbaine aléatoire où les effets d'échelle ne jouent aucun rôle dans la détermination de la dynamique démographique des villes. Néanmoins, en s'appuyant sur des données similaires et en appliquant des tests de racine unitaire sur les séries chronologiques des tailles des villes, Black et Henderson (2003) réfutent la loi de Gibrat pour les villes américaines.

Enfin, en poursuivant les investigations de Ioannides et Overman (2003), Eeckhout (2003) apporte également la preuve de la validité de la loi de Gibrat, à l'aide d'une estimation non-paramétrique de la croissance urbaine américaine. Cependant, contrairement à Gabaix (1999), Eeckhout (2003) considère que lorsque la loi de Gibrat est vérifiée, la distribution rang-taille des villes tend vers une loi lognormale – comme Gibrat et Simon le préconisaient – et non pas vers une loi de Pareto, en mettant, par-là, l'accent sur la question de la définition même de la ville..

4. Croissance aléatoire et chocs exogènes

Selon Gabaix (1999), les chocs exogènes qui modifient le niveau des aménités dans chaque ville peuvent être identifiés comme des événements historiques ou naturels majeurs, tels que des guerres et des bombardements, des catastrophes naturelles et des épidémies, voire, dans les pays en développement, des mauvaises récoltes conduisant à des disettes et des famines. Cependant, de façon plus conventionnelle et fréquente, ces chocs peuvent représenter les effets des politiques locales propres à chaque ville, relatives à la détermination du niveau des taxes et des impôts locaux, à la mise en place d'infrastructures et d'équipements publics locaux et, de façon plus générale, à l'amélioration de la qualité et de la variété des services municipaux, allant de l'offre scolaire aux mesures de protection de l'environnement et aux actions culturelles (Gabaix, 1999, Lucas et Rossi-Hansberg, 2007).

Certains auteurs émettent l'hypothèse de chocs de productivité exogènes, spécifiques à un secteur et/ou une industrie, et étudient leur incidence sur la variance du taux de croissance urbain en fonction de la taille des villes (Eeckhout, 2003, Rossi-Hansberg et Wright, 2007, Duranton, 2008). Ces chocs sont les résultats d'innovations propres à chaque ville, liées aux politiques de R&D engagées sur un plan municipal.

La validité de la loi de Gibrat et des théories de la croissance aléatoire dépend des conséquences temporelles des effets de ces chocs exogènes sur la distribution rang-taille des villes (Davis et Weinstein, 2003, Sharma, 2003, Bosker et al, 2008). De façon très schématique, on peut considérer que si les changements intra-distributionnels (c'est-à-dire les changements intervenus au sein de la distribution rang-taille des villes), à l'issue de ces chocs, sont permanents, alors les approches de la croissance aléatoire se trouvent réconfortées.

Dans le cas inverse, c'est-à-dire si les conséquences de ces chocs sont temporaires et les villes retrouvent, après un certain temps, leur rang initial dans la distribution rang-taille, la loi de Gibrat pour les villes n'est pas vérifiée. Dans ce cas, les approches de la croissance urbaine endogène, dont les modèles les plus récents mettent au centre du mouvement démographique des villes, le capital humain localisé et les effets de débordement informationnels (Eaton et Eckstein, 1996, Black et Henderson, 1999 et 2003) ou les approches en matière d'avantages locationnels des villes qui explorent le rôle des attributs de première nature (caractéristiques physiques) et de seconde nature (caractéristiques historiquement construits) sur la dynamique démographique des villes (Fujita et Mori, 1996, Duranton, 2006 et 2008) s'avèrent plus pertinentes pour interpréter les processus de croissance urbaine que les théories de la croissance aléatoire.

Davis et Weinstein (2003) supposent que chaque localité subît, de façon permanente et aléatoire, des chocs ponctuels qui conduisent à une réallocation du travail et, par-là, à une instabilité temporelle de la pente de la distribution de la taille des villes. Ils étudient le cas d'un pays dont les villes ont subi des chocs ponctuels importants durant le vingtième siècle : le Japon d'avant et d'après les bombardements alliés de la deuxième guerre mondiale. Ils trouvent que ces bombardements ont eu des effets importants mais temporaires et que les villes japonaises ont retrouvé leur place initiale d'avant-guerre, dans la distribution rang-taille, au bout d'une quinzaine d'années, ce qui va à l'encontre des prédictions des approches de la croissance aléatoire. Selon Davis et Weinstein (2003), cette stabilité temporelle de la taille des grandes villes japonaises est liée à leurs avantages locationnels, notamment en matière d'accessibilité et de réseaux de communications intra et interrégionaux.

Bosker et al (2008) engagent ce même type d'étude, mais en testant l'impact des bombardements alliés sur les villes allemandes entre 1944 et 1945. Ils arrivent initialement, à une conclusion quelque peu différente de leurs prédécesseurs, car ils observent que les effets mémoire de ces bombardements sur la dynamique démographique des villes sont beaucoup plus longs que ne le prétendent Davis et Weinstein (2003). Ils montrent que les petites villes, relativement épargnées des bombardements alliés, ont sensiblement et définitivement « gagné des places » dans la distribution rang-taille des villes allemandes, entre l'avant et l'après-guerre.

Selon Bosker et al (2008), l'Allemagne se différencie du Japon par le fait que le second est caractérisé par un espace fortement montagneux où, historiquement, le développement urbain s'est concentré dans les localités les plus favorables pour les échanges, tant avec l'extérieur qu'avec l'intérieur du pays ; à l'inverse, l'espace allemand est géologiquement homogène, ce qui réduit fortement les contraintes géographiques de développement. Ils considèrent, alors, que le cas japonais représente une exception, par rapport au cas générique allemand.

Sharma (2003) arrive à une conclusion plus controversée que Davis et Weinstein (2003) ou Bosker et al (2008), lorsqu'elle étudie les effets du choc de la partition entre l'Inde et le Pakistan, non seulement sur la taille mais également sur la croissance relative des villes indiennes. Sharma (2003) conclut que les séries des tailles des villes ne sont pas stationnaires contrairement aux taux de croissance urbaine. Elle conclut également à une mémoire longue des chocs, dont les effets s'estompent, seulement dans le très long terme.

A côté de ces recherches sur les chocs exogènes historiques, d'autres travaux entament une étude des effets des chocs exogènes spécifiques à chaque ville, liés à ses choix de politique économique et d'aménagement. Rossi-Hansberg et Wright (2007) introduisent un modèle de croissance avec absence de capital physique où des chocs ponctuels spécifiques à un secteur ou un groupe de firmes, mais distribués de façon aléatoire, modifient la productivité totale des facteurs dans chaque ville. Dans ce contexte, l'espérance du taux de croissance urbaine et sa variance restent indépendantes vis-à-vis de la taille des villes, conformément à la loi de Gibrat.

De son côté, Duranton (2006 et 2008) introduit des chocs sectoriels, sous forme d'innovations, dans un environnement de concurrence monopolistique, avec libre circulation de travail et un nombre fixe de villes, Duranton (2006) émet l'hypothèse que la localisation de l'innovation, dans le temps, est un processus aléatoire (se déplaçant en « *saut de grenouille* ») qui dépend des politiques de R&D, engagées par chaque ville. La production de chaque bien (sauf dans le cas de ceux qui dépendent de ressources naturelles immobiles) se concentre quasi-exclusivement dans la ville où a eu lieu la dernière innovation, une partie des travailleurs se déplaçant ainsi, au gré des innovations, de ville en ville. Il décrit, par-là, un processus de croissance urbaine aléatoire qui ne produit pas nécessairement une distribution rang-taille des villes conforme à la loi de Pareto.

Dans le travail engagé dans ce papier, nous nous différencions par rapport aux études existantes, dans le sens où nous considérons des chocs d'envergure nationale et/ou régionale, de nature politique ou institutionnelle mais non pas sectorielle, et nous testons leurs effets sur la croissance démographique des villes. La croissance démographique de chaque ville ne dépend, ici, ni du hasard de la localisation des chocs (par exemple, des bombardements et/ou des catastrophes naturelles), ni des politiques municipales actives, génératrices des chocs d'aménité et de modification de l'utilité des ménages. Elle est, plutôt, fonction de la capacité de chaque ville à amortir et/ou accélérer les effets de ces chocs globaux. Celle-ci dépend de la cohésion sociale et territoriale, des liens non-marchands entre les agents (familiaux, de voisinage, d'amitié) et de la mise en place de projets collectifs communs de la population locale, bref, de façon plus générale, de la variété et de la qualité des réseaux locaux susceptibles de modifier les comportements individualisés des agents.

Sur un plan empirique, ceci se traduit de la façon suivante : soit les effets des chocs globaux se répercutent de façon aléatoire sur la croissance de telle ou telle ville, en conduisant à des changements permanents dans la distribution rang-taille des firmes, ce qui serait conforme avec les hypothèses de la croissance aléatoire, puisque la variété et la qualité des réseaux locaux ne serait pas fonction de la taille urbaine ; soit ces effets sont temporaires et dans ce cas, il faudrait essayer de voir dans quelle mesure l'effet taille ne conditionne ou n'annule pas la portée de ces chocs.

Notons, à cet égard, que dans le deuxième cas de figure, l'hypothèse la plus plausible reste celle ou la variété et la qualité des réseaux locaux diminuent avec la taille urbaine, les habitants des plus petites villes étant censées tisser davantage des liens non-marchands entre eux que ceux des grandes villes où les relations marchandes prédominent.

5. Hiérarchies urbaines balkaniques : 1981-2005

Nous testons, à présent, l'impact des chocs exogènes globaux sur la croissance urbaine dans les Balkans.

Entre 1981 et 2005, les peuples de la péninsule balkanique ont assisté à un redécoupage de leurs frontières nationales, résultant des conflits générés par la montée en puissance des tentations ethnocentriques et l'effondrement des régimes communistes. Ces évolutions ont façonné des vastes mouvements de migration, internes et externes à la région.

En premier lieu, les différents conflits entre les pays de l'ex-Yougoslavie ont causé au total plus de 140000 victimes parmi la population, essentiellement urbaine. Le plus grand nombre de victimes a été enregistré durant la guerre bosniaque, entre 1992 et 1995 (102000 personnes), la guerre serbo-croate entre 1991 et 1995 (20000 personnes) et le conflit kosovare entre 1996 et 1999 (12000 personnes).

En second lieu, parmi les déplacements les plus importants enregistrés durant cette même période, on comptabilise 300000 personnes entre la Bulgarie et la Turquie, dans les années quatre-vingt, 200000 personnes entre la Serbie et la Croatie, lors de la guerre serbo-croate, 1300000 personnes entre les différentes républiques de l'ex-Yougoslavie, durant la guerre en Bosnie, 180000 personnes entre la Serbie et FyroM en 1995, plus 400000 personnes entre l'Albanie et la Grèce dans les années quatre-vingt-dix. Enfin, plus de 2 millions de personnes ont quitté la région, notamment en direction de l'Europe occidentale (Dimou et Schaffar, 2007).

A ces mouvements migratoires internationaux ou interrégionaux sont associés une multitude de déplacements de population internes spécifiques à chaque pays qui modifient davantage la carte démographique de la péninsule. Ainsi, à titre d'exemple, l'Albanie, pays fermé jusqu'à la fin des années quatre-vingts, a vu sa démographie tout autant bouleversée par l'émigration massive de ses ressortissants vers la Grèce que par un très important exode des campagnes vers les villes. Sa Capitale, Tirana, est la ville qui a enregistré le plus fort taux démographique (3,2% par an) entre 1981 et 2005, en passant du vingtième au dixième rang des plus grandes villes balkaniques.

A l'opposé, la Roumanie, elle aussi affectée, bien qu'à un moindre degré, par des migrations internationales, s'est caractérisée, sur la même période, par un mouvement inverse et une migration soutenue des populations urbaines vers les campagnes. Les pays de l'ex-Yougoslavie, enfin, ont connu des mouvements beaucoup plus variés (émigration et immigration internationales, migrations internes, déplacements forcés, …) qui ont complètement transformé le paysage démographique de cet ensemble (ainsi que la carte des groupes ethniques) en l'espace de dix ans.

Dans ce travail, les chocs exogènes sont, donc, considérés comme des chocs nationaux ou régionaux et non pas spécifiques à chaque ville. Il s'agit néanmoins de chocs politiques ou institutionnels et non pas de chocs sectoriels et/ou de productivité, comme c'est le cas dans certains travaux relatifs (Rossi-Hansberg et Wright, 2007, Duranton, 2006 et 2008).

L'échantillon des villes est composé de toutes les villes balkaniques de taille supérieure à 20000 habitants entre 1981 et 2005. Les séries temporelles des tailles des villes sont issues du *World Gazetteer*, tandis que quelques données manquantes ont été complétées grâce aux sources statistiques nationales des différents pays. Le tableau 1 présente les caractéristiques des villes de l'échantillon, en fonction de la taille urbaine.

Tableau 1 : Echantillon des villes de la péninsule balkanique

Taille minimale S_i	Nombre de villes en 1981	Variation 81/91	Nombre de villes en 1993	Variation 91/01	Nombre de villes en 2005
$S_i > 100000$	49	0,183	58	0,017	59
$S_i > 50000$	116	0,232	143	0,021	146
$S_i > 20000$	269	0,131	302	0,051	316

Tableau construit par les auteurs. Base de données : World Gazetteer

Durant la première décennie, la croissance urbaine semble essentiellement profiter aux grandes villes, avec l'entrée de nouvelles villes dans la catégorie de plus de 100000 habitants, tandis que le mouvement s'inverse complètement, durant la deuxième décennie, avec les petites villes qui progressent et les plus grandes qui stagnent. Ceci est également confirmé par l'évolution des tailles médiane et moyenne des villes balkaniques. Ainsi la ville moyenne de la péninsule est passée de 85051 habitants en 1981 à 93916 habitants en 2005, après un pic de 98658 habitants enregistré en 1993 (Tableau 2).

Tableau 2: Evolution de l'urbanisation dans la péninsule balkanique

	1981	**1993**	**2005**
Taille de l'échantillon	269	302	316
Taille moyenne des villes	85051	98658	93916
Ecart-type	165505	239642	236014
Taille médiane des villes	42031	45362	42097

Tableau construit par les auteurs.

Le tableau 3 et le kernel de la figure 1 montrent les évolutions de la distribution rang-taille des villes de la péninsule balkanique entre 1981, 1993 et 2005.

Plusieurs éléments doivent être soulignés :

En premier lieu, le coefficient de Pareto β, calculé avec la méthode des moindres carrés ordinaires corrigée par Gabaix et Ibragimov (2006) :

$$\ln\left(R - \frac{1}{2}\right) = A - \beta \ln S \qquad (19)$$

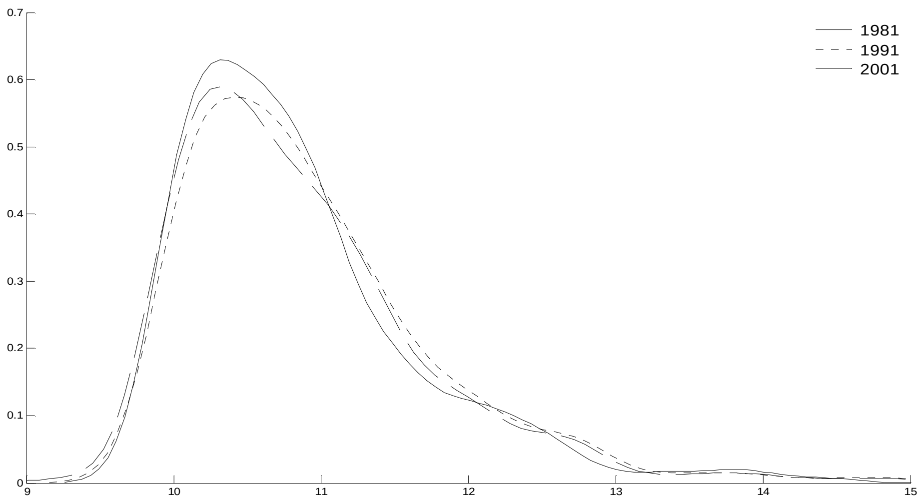
où R représente le rang de la ville, est significativement supérieur à 1 durant toute la période de référence, ce qui signifie que les Balkans restent un espace polycentrique. Ceci s'explique par le fait que huit, parmi les dix plus grandes villes de la région, sont des Capitales nationales qui apparaissent comme des centres économiques et politiques distincts, drainant une partie conséquente des ressources humaines de chaque pays.

Tableau 3: Coefficient de Pareto de la distribution des villes des Balkans selon leur taille (1981-2005)

Année	Taille de l'échantillon	Estimation	
		Coef. Pareto β	Ecart type. $\sigma(\beta)$
1981	269	1,315	0,112
1993	302	1,221	0,101
2005	316	1,201	0,097

Tableau construit par les auteurs.

Graphique 1 : Kernel de la distribution rang-taille des villes des Balkans (1981-1993-2005)



En second lieu, le coefficient de Pareto décroit de façon accélérée entre 1981 et 1993, puis se stabilise durant la deuxième décennie. Ceci confirme les observations précédentes et semble lié, d'une part, à l'assouplissement des règles migratoires qui a précédé l'effondrement des régimes communistes, durant les années quatre-vingt, et a permis un déplacement d'une partie de la population vers les centres urbains les plus importants et, d'autre part, à l'arrêt brutal de ce mouvement, lorsque les conflits yougoslaves ont éclaté et les villes de petite et moyenne taille ont paru comme des lieux plus sécurisants, pour une grande partie de la population.

6. Dynamiques temporelles des tailles urbaines

Afin de tester la stationnarité des séries temporelles des tailles des villes et, par-là même, la loi de Gibrat pour les villes, on applique un test de racine unitaire permettant de caractériser l'instabilité de la taille d'une ville *i,* dans le temps. Le test ADF s'appuie sur la relation :

$$\Delta\left(\ln S_{i,t}\right) = \gamma_i \ln S_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \qquad (20)$$

avec $\gamma_i = \phi_i - 1$. On considère deux hypothèses :

- $H_0 : \gamma_i = 0 \; (\phi_i = 1)$ est l'hypothèse de l'instabilité où les tailles des villes ne sont pas stationnaires ;
- $H_1 : \gamma_i < 0 \; (\phi_i < 1)$ est l'hypothèse de stationnarité, selon laquelle les logarithmes des villes convergent vers une valeur constante à l'état stationnaire.

En s'appuyant sur Dimou et al (2008), on propose la spécification suivante, avec α_i une constante, $\beta_i t$ un terme indiquant le trend ascendant de la taille des villes et k_i le nombre qui correspond à la variable aléatoire décalée.

$$\Delta \ln S_{it} = \alpha_i + \beta_i t + \gamma_i \ln S_{i,t-1} + \sum_{j}^{k_j} \rho_{ij} \Delta \ln S_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \qquad (21)$$

Le test ADF est effectué pour 112 villes pour lesquelles on dispose des informations complètes sur leur taille entre 1981 et 2005. Parmi celles-ci, 87 affichent des racines unitaires significatives à 10%, ce qui conduit à rejeter la stationnarité dans 77% des cas. La stationnarité est rejetée également pour la population urbaine de toute la péninsule balkanique (tableau 4).

Table 4 : Tests de stationnarité pour les logarithmes des tailles de quelques villes des Balkans

Ville	ADF	Ville	ADF
Athènes (Gr)	-0,754	Banja Luka (Bos)	*0,344*
Bucharest (Rom)	-2,197	Ruse (Bul)*	*-4,098*
Belgrade (Ser)	-2,547	Iraklion (Gr)	*0,789*
Thessaloniki (Gr)	0,823	Podgorica (Ser)	*-1,387*
Zagreb (Cro)	-1,365	Volos (Gr)	*-1,628*
Tirana (Alb)	0,129	Botosani (Rom)*	*-3,035*
Iasi (Rom)	-2,043	Suceava (Rom)	*-1,761*
Costanza (Rom)*	-2,987,	Kumanovo (Fyr)	*0,439*
Ljubliana (Slo)	-1,314	Durres (Alb)	*-0,078*
Novi Sad (Ser)	-1,998	Targu Jiu (Rom)	*-0,859*
Patras (Gr)	-1,653	Elbasan (Alb)	*0,513*
Pitesti (Rom)	-0,993	Haskovo (Bul)	*-1,014*
Pristina (Ser)	*-1,568*	Bitola (Fyr)	*-1,722*

* rejetées à 5%.

Sharma (2003) et Bosker (2008) signalent la faiblesse des tests de racine unitaire, lorsque ceux-ci sont appliqués sur des séries courtes, même si le nombre de villes est important (comme dans notre cas). Afin de corriger ceci et améliorer les capacités diagnostiques du modèle, nous appliquons le test de panel de Im et al (2003), en incluant seulement les villes qui ont une racine unitaire significative avec le test ADF.

Le test de Im et al (2003) mené sur un panel de 87 villes des Balkans affiche une valeur de 5,435 ce qui confirme les résultats précédents et conduit à ne pas rejeter l'hypothèse de la non-stationnarité. Ceci signifie que les villes ne convergent pas vers une taille optimale, ce qui est conforme aux hypothèses des théories de la croissance aléatoire et pourrait vérifier la loi de Gibrat.

Si la non-stationnarité des villes de la péninsule balkanique semble établie, il reste, à présent, à explorer les conséquences des différents chocs exogènes sur la position relative dans la distribution rang-taille des villes.

7. Changements intra-distributionnels

Afin de saisir l'influence des chocs exogènes sur la croissance relative des villes et leur mobilité au sein d'une distribution rang-taille, on s'appuie sur des matrices de Markov. Les points de rupture sont désignés de façon exogène, comme chez Eaton et Eckstein (1997) ou Dobkins et Ioannides (2000) et conduisent à la construction de 5 classes de villes, selon leur taille : inférieure au ¼ de la taille moyenne μ ($\mu = 20000$), entre ¼ μ et ½ μ, entre ½ μ et la moyenne μ, entre μ et 2μ, et supérieure de plus de 2 fois à la taille moyenne.

Tableau 5 : Distribution rang-taille des villes balkaniques en coupes discrètes

		1981	1993	2005
f_1	$\beta < S < \beta + (\mu - \beta)/4$	0.40	0.38	0.43
f_2	$\beta + (\mu - \beta)/4 < S < \beta + (\mu - \beta)/2$	0.21	0.24	0.20
f_3	$\beta + (\mu - \beta)/2 < S < \mu$	0.19	0.19	0.19
f_4	$\mu < S < 2\mu$	0.09	0.10	0.10
f_5	$2\mu < S$	0.12	0.09	0.09

Si la distribution des villes suit un processus de Markov homogène, stationnaire de premier ordre, alors le vecteur des fréquences des classes f_t à la date t vérifie l'équation suivante :

$$f_{t+1} = f_t \times M \tag{22}$$

où M est la matrice de transition dont l'élément m_{ij} est la probabilité qu'une ville passe de la classe i à l'instant t à la classe j à l'instant $t+1$. Chaque m_{ij} est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance :

$$m_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^{T-1} n_{it,jt+1}}{\sum_{t=1}^{T-1} n_{it}} \tag{23}$$

avec n_{it} le nombre de villes appartenant à la classe i au moment t et $n_{it,jt+1}$ le nombre de villes qui passent de la classe i à la classe j en t+1. Les écarts-types sont calculés par :

$$\sigma = \sqrt{\frac{m_{ij}(1 - m_{ij})}{\sum_{t=1}^{T-1} n_{it}}} \tag{24}$$

Les tableaux 6 et 7 correspondent aux matrices de transition pour les périodes 1981-1993 et 1993-2005.

Le tableau 6 illustre les dynamiques de transitions intra-distributionnelles des villes entre 1981 et 1993, une période d'ouverture à l'économie du marché pour de nombreux pays de la région qui va de pair avec l'assouplissement des mesures migratoires internes. Durant cette période, toutes les villes semblent gagner des places, mais les villes de taille moyenne du second et troisième groupe sont celles qui affichent les dynamiques ascendantes les plus prononcées.

Tableau 6: La matrice de Markov 1981-1993

		1993				
		f_1	f_2	f_3	f_4	f_5
1981	f_1	0.852 (0.101)	0.148 (0.101)	0	0	0
	f_2	0.095 (0.057)	0.625 (0.087)	0.275 (0.104)	0	0
	f_3	0	0.088 (0.044)	0.500 (0.156)	0.412 (0.106)	0
	f_4	0	0	0.100 (0.070)	0.609 (0,119)	0.291 (0.055)
	f_5	0	0	0	0.059 (0.026)	0.941 (0.100)

Ecart-types en parenthèses

Le tableau 7 propose le même type d'information, mais pour la période 1993-2005 qui correspond aux chocs liés à la guerre en ex-Yougoslavie. On constate que les valeurs diagonales sont nettement plus élevées que durant la décennie précédente, ce qui signifie que l'insécurité qui règne dans la région, durant cette période, n'a pas généré de l'instabilité dans la distribution rang-taille des villes, mais au contraire a figé leurs positions relatives. Les valeurs diagonales sont, d'ailleurs, supérieures dans les classes des petites villes que dans celles des villes de taille supérieure. Ceci indique que les premières ont été moins affectées par les chocs liés aux conflits que les secondes. Si on ajoute le fait que, durant cette période, les valeurs descendantes (cellules à gauche des valeurs diagonales) sont supérieures aux valeurs ascendantes (cellules à droite des valeurs diagonales), on pourrait alors émettre l'hypothèse qu'il y a une relation inverse entre les effets de ces chocs et la taille des villes.

Tableau 7 : La matrice de Markov 1993-2005

		2005				
		F1	*F2*	*F3*	*F4*	*F5*
1993	f_1	0.926 (0.075)	0.074 (0.075)	0	0	0
	f_2	0.080 (0.053)	0.906 (0.110)	0.014 (0.062)	0	0
	f_3	0	0.072 (0.026)	0.894 (0.112)	0.024 (0.013)	0
	f_4	0	0	0.133 (0.066)	0.850 (0,050)	0.017 (0.031)
	f_5	0	0	0	0.159 (0.082)	0.841 (0.022)

Standard deviations between brackets

En tenant compte de la non-stationnarité des tailles des villes et du mouvement contrasté des villes entre la première et la seconde décennie, nous pouvons alors conclure que les chocs liés à l'effondrement des régimes communistes et aux guerres en ex-Yougoslavie n'ont pas joué dans le même sens : les premiers ont favorisé la croissance urbaine dans les grandes villes, tandis que les seconds ont inversé ce mouvement au profit des villes de petite et moyenne taille qui on su mieux résister. La taille urbaine joue donc un rôle de régulateur des chocs exogènes, à l'inverse des hypothèses de la croissance aléatoire.

8. Conclusion

Dans les sections précédentes, nous avons cherché à tester la validité de la loi de Gibrat pour les villes et les hypothèses des théories de la croissance aléatoire, en s'appuyant sur l'étude des effets des chocs exogènes globaux, liés à la guerre en ex-Yougoslavie et à l'effondrement des régimes communistes, sur la distribution rang-taille des villes de la péninsule balkanique.

La démarche adoptée, ici, se différencie de la littérature précédente, par la nature des chocs considérés - globaux et non pas spécifiques à une ville - ainsi que par leurs conséquences sur la croissance démographique des différentes villes. Celles-ci apparaissent comme dotées d'une combinaison de réseaux non-marchands, permettant de gommer et/ou d'accélérer les effets de ces chocs.

Nos résultats peuvent se résumer schématiquement en deux points :

En premier lieu, les séries des tailles des villes de la péninsule balkanique ne sont pas stationnaires, ce qui signifie que, malgré l'importance des chocs que la région a connu, durant la période 1981 – 2005, il n'y a pas de processus de convergence vers une taille urbaine optimale. Dans ce sens, la loi de Gibrat pour les villes des Balkans ne peut pas être rejetée de façon convaincante.

En second lieu, la taille urbaine semble être un vecteur d'accélération et/ou d'amortissement des effets des chocs nationaux et régionaux. Dans le cas des changements de régime politique, l'effet taille a joué en faveur d'une accélération de la croissance urbaine dans les grandes villes, les réseaux non-marchands entre les habitants, essentiellement présents dans les plus petites villes, apparaissant comme des contraintes d'amélioration du niveau de vie des ménages. Lors des conflits armés de la deuxième décennie, ces mêmes réseaux semblent, à l'inverse, avoir joué en faveur d'une stabilisation et sécurisation de la population des petites et moyennes villes, contrairement aux villes de taille supérieure.

L'intervalle temporel de ce travail est probablement trop restreint pour pouvoir tirer des conclusions définitives sur la nature de la croissance urbaine dans la péninsule balkanique. La guerre dans les pays en ex-Yougoslavie n'est terminée que depuis une dizaine d'années, avec de nouveaux foyers d'insurrection et de tension ethnique dans le Kosovo et le Monténégro qui laissent penser que d'autres changements institutionnels et politiques risquent de se produire prochainement. Les transitions politiques sont, également, relativement juvéniles même si, dans ce domaine, les tendances à la normalisation semblent mieux engagées.

Enfin, un travail futur devrait chercher à déterminer l'influence des dynamiques nationales sur la croissance urbaine des villes, afin de savoir si le fait de considérer les Balkans comme une seule unité régionale est une démarche cohérente.

Références

Anderson G., Ge Y., 2005, The size distribution of Chinese cities, *Regional Science and Urban Economics* 35, pp 756-776.

Black D., Henderson J.V., 1999, A Theory of Urban Growth, *Journal of Political Economy*, 107, pp. 252-284.

Black D., Henderson J.V., 2003, Urban evolution in the USA, *Journal of Economic Geography*, 3, pp. 343-372.

Bosker E., Brakman D., Garretsen H., Schramm M., 2008, A century of shocks : the evolution of the Geramn city-size distribution: 1925-1999, *Regional Science and Urban Economics*, 38(4), pp. 330-347.

Chesher A., 1979, Testing the Law of Proportionate Effect, Journal of Industrial Economics, 27(4), pp. 403-411.

Cordoba J.C., 2008, On the Distribution of City Sizes, *Journal of Urban Economics*, 63, pp.177-197.

Cordoba J.C., 2008b, A Generalized Gibrat's Law, *International Economic Review*, 49(4), pp.1463-1468.

Davis D.R., Weinstein D.E., 2003, Bones, Bombs and Breakpoint: the Geography of Economic Activity, *American Economic Review*, 92, pp. 1269-1289.

Dimou M., Schaffar A., 2007, Evolution des hiérarchies urbaines et loi de Zipf. Le cas des Balkans, *Région et Développement*, 25, pp.65-86.

Dimou M., Schaffar A., Chen Z., Fu S., 2008, La croissance urbaine chinoise reconsidérée, *Région et Développement*, 26, pp.109-131.

Dobkins L.H., Ioannides Y.M., 2000, Dynamic evolution of U.S. cities, *in* Huriot J., Thisse J (Eds.), *The Economics of Cities, Theoretical Perspectives.* Cambridge University Press, Cambridge, pp 217-260.

Duranton, G., 2006, Some Foundations for Zipf´s Law: Product Proliferation and Local Spillovers, *Regional Science and Urban Economics,* 36, pp 542-563.

Duranton G., 2008, Urban evolutions: the fast, the slow and the still, *American Economic Review,* March, 197-221.

Eaton J., Eckstein Z., 1997, Cities and Growth: Theory and Evidence from France and Japan, *Regional Science and Urban Economics*, XXVII, pp. 443-474.

Eeckhout J.,2003, Gibrat's Law for (all) Cities, *American Economic Review,* 94, pp.1429-1451.

Fujita M., Mori T, 1996. The role of ports in the making of major cities: Self agglomeration and hub-effect, *Journal of Development Economics*, vol. 49(1), pages 93-120,

Fujita M., Krugman P., Venables A., 1999, *The Spatial Economy*, MIT Press, Cambridge, MA.

Gabaix X., 1999, Zipf's Law for Cities: an Explanation, *Quarterly Journal of Economics*, 114, pp. 739-767.

Gabaix, X., Ibragimov, R., 2006, *Log(Rank – ½): a simple way to improve the OLS estimation of tail exponents*, Discussion paper 2106, Harvard Institute of Economic Research, Harvard University.

Gabaix, X., Ioannides, Y., 2004, The evolution of city sizes' distribution in Henderson J.V et Thisse J-F. (eds) *Handbook of regional and urban economics*, vol.4, Elsevier Science B.B, Amsterdam, pp.2341-2376.

Gibrat, R., 1931, *Les inégalités économiques*, Paris: Librairie du Recueil Sirey.

Ijiri Y., Simon H., 1977, Skew Distributions and Sizes of Business Firms., Amsterdam : North-Holland Pub. Co

Ioannides Y.M., Overman H.G., 2003, Zipf's Law for Cities: An Empirical Examination, *Regional Science and Urban Economics*, 33, pp. 127-137.

Kalecki, M., 1945, On the Gibrat distribution, *Econometrica,* 13, 161–170.

Krugman, P, 1996, *The self-organizing economy*, Blackwell Press, Oxford.

Krugman P., 1996b, Confronting the Mistery of Urban Hierarchy, *Journal of the Japanese and the International Economies*, 10, pp. 399-418.

Rossi-Hansberg E., Wright M., 2007, Urban Structure and Growth, *Review of Economic Studies*, 74, pp. 597-624.

Sharma S., 2003, Persistence and stability in city growth, *Journal of Urban Economics*, 53, pp. 300-320.

Simon H, 1955, On a class of skew distribution functions *Biometrika*, 44, 425-440

Steindl J., 1965, Random Processes and the Growth of Firms : a Study of the Pareto Law, London : Gric n

Sutton J., 1997, Gibrat's Legacy, *Journal of Economic Literature,* XXXV, pp. 40-59.

Data Bases

World-Gazetteer
The Institute of Statistics of Albania
The Agency for Statistics of Bosnia
The National Statistic Institute of Bulgaria
The National Statistic Service of Greece
The State Statistical Office of FYROM
The National Statistical Office of Romania
The Statistical Office of Serbia and Montenegro
The Statistical Office of Slovenia
The Yugoslavia's Federal Statistical Office